Revista científica Sociedad & Tecnología

ISSN: 2773-7349

Fecha de presentación: 09/10/2026 Fecha de aceptación: 28/10/2026 Fecha de publicación: 28/11/2026

Jonathan Vicente Esmeraldas-Armijos
E-mail: jesmerald2@utmachala.edu.ec
Orcid: https://orcid.org/0009-0002-3670-7588

Gabriela Elizabeth Lapo-Torres
E-mail: glapo2@utmachala.edu.ec
Orcid: https://orcid.org/0009-0009-9978-3896

John Alexander Campuzano-Vásquez
E-mail: jcampuzano@utmachala.edu.ec
Orcid: https://orcid.org/0000-0002-3901-3197

Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad Técnica de Machala. Machala, Ecuador.

Cita sugerida (APA, séptima edición).

Esmeraldas-Armijos, J. V., Lapo-Torres, G. E., & Campuzano-Vásquez, J. A. (2026). Conocimiento y comportamiento financiero en estudiantes de siete carreras de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala. *Revista Sociedad & Tecnología*, 9(S3), 2151-2167, DOI: https://doi.org/10.51247/z8vdcb53

==== o ====

Conocimiento y comportamiento financiero en estudiantes de siete carreras de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala

RESUMEN

Se analizó la asociación entre conocimiento y comportamiento financiero en 386 estudiantes de siete carreras de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala. El estudio siguió un enfoque cuantitativo, no experimental y transversal. La información se recopiló mediante un formulario estructurado de participación voluntaria, previa aceptación del consentimiento informado. Se construyó un índice de conocimiento de cuatro reactivos dicotómicos y otro de comportamiento de siete ítems de frecuencia, cuyos coeficientes alfa fueron 0,541 y 0,848, respectivamente. El comportamiento se agrupó en tres categorías relativas al puntaje muestral y se estimó un modelo Ordered Probit mediante el software Stata, incorporando controles académicos, laborales y de formación financiera previa. El conocimiento presentó una asociación positiva con la propensión a ubicarse en categorías superiores de comportamiento financiero ($\beta = 0{,}1273$; $p = 0{,}0075$). Las derivadas promedio fueron de −4,32 puntos porcentuales para el nivel bajo y +3,87 para el nivel alto, con intervalos de confianza al 95 % de −7,43 a −1,20 y de +1,07 a +6,67, respectivamente. La asociación principal se mantuvo bajo especificaciones alternativas de enlace y clasificación. Los resultados tienen un alcance asociativo y se circunscriben a los estudiantes participantes.

Palabras clave. Educación financiera; comportamiento financiero; modelo Ordered Probit; estudiantes universitarios.

==== o ====

Financial Knowledge and behavior in students from seven programs at the Faculty of Business Sciences of the Technical University of Machala

ABSTRACT

This study analyzed the association between financial knowledge and financial behavior among 386 students from seven programs of the Faculty of Business Sciences at the Technical

University of Machala. A quantitative, non-experimental, cross-sectional design was employed. Data were collected through a structured questionnaire completed voluntarily after participants provided informed consent. A four-item dichotomous financial knowledge index and a seven-item frequency-based financial behavior index were constructed, with alpha coefficients of 0.541 and 0.848, respectively. Financial behavior was grouped into three sample-relative categories, and an Ordered Probit model was estimated using Stata, including academic, employment, and prior financial training controls. Financial knowledge was positively associated with the propensity to belong to higher financial behavior categories (β = 0.1273; p = 0.0075). Average derivatives were −4.32 percentage points for the low category and +3.87 for the high category, with 95% confidence intervals of −7.43 to −1.20 and +1.07 to +6.67, respectively. The main association remained stable under alternative link and classification specifications. Findings are associational and are limited to the participating students.

Keywords. Financial education; financial behavior; Ordered Probit model; university students; Ecuador.

==== o ====

Conhecimento e comportamento financeiro em estudantes de sete cursos da Faculdade de Ciências Empresariais da Universidade Técnica de Machala

RESUMO

A associação entre conhecimento e comportamento financeiro foi analisada em 386 estudantes de sete cursos da Faculdade de Ciências Empresariais da Universidade Técnica de Machala. O estudo seguiu uma abordagem quantitativa, não experimental e transversal. Os dados foram recolhidos através de um questionário estruturado com participação voluntária, após a obtenção do consentimento livre e esclarecido. Foram construídos um índice de conhecimento com quatro itens dicotómicos e um índice de comportamento com sete itens de frequência, com coeficientes alfa de 0,541 e 0,848, respetivamente. O comportamento foi agrupado em três categorias em relação à pontuação da amostra, e foi estimado um modelo Probit Ordenado através do software Stata, incorporando controlos académicos, profissionais e de educação financeira prévia. O conhecimento apresentou uma associação positiva com a propensão para ser classificado em categorias mais elevadas de comportamento financeiro (β = 0,1273; p = 0,0075). As derivadas médias foram de −4,32 pontos percentuais para o nível baixo e +3,87 para o nível alto, com intervalos de confiança a 95% de −7,43 a −1,20 e +1,07 a +6,67, respetivamente. A associação principal manteve-se forte sob diferentes especificações de ligação e classificação. Os resultados são associativos no seu âmbito e limitados aos estudantes participantes.

Palavras-chave: Educação financeira; comportamento financeiro; Modelo Probit Ordenado; estudantes universitários.

==== o ====

INTRODUCCIÓN

La gestión adecuada de los recursos financieros supera la esfera de la disciplina personal; constituye una competencia crítica de la cual dependen decisiones cotidianas tan importantes como el ahorro, el endeudamiento y la inversión. Cuando esta aptitud es deficiente, sus repercusiones trascienden el ámbito individual y se traducen en sobreendeudamiento de los hogares, baja cultura de ahorro y vulnerabilidad sistémica ante choques macroeconómicos (fenómenos ampliamente documentados por la literatura). Al respecto, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, a través de su Red Internacional de Educación Financiera (OECD, 2016; 2020), define la educación financiera como el proceso mediante el cual los individuos optimizan su comprensión de conceptos, productos y riesgos financieros, habilitándose para tomar decisiones fundamentadas. Lusardi y Mitchell (2014) ajustan esta conceptualización al establecer una distinción analítica fundamental, señalando que la

alfabetización financiera, se concibe como el componente cognitivo, frente a la capacidad financiera, entendida como la translación efectiva de dichos conocimientos en conductas tangibles.

A escala global, la evidencia empírica muestra que la relación entre educación financiera y resultados económicos no presenta una intensidad uniforme. Wagner (2019), mediante la estimación de un modelo Ordered Probit, encontró diferencias en los resultados de la educación financiera según las condiciones de ingreso y nivel educativo de las personas. Hasan et al. (2021), empleando especificaciones Logit y Probit, identificaron una relación positiva entre alfabetización financiera y acceso a servicios financieros formales. En población universitaria, Johan et al. (2021) encontraron que la formación en finanzas personales se vinculó con mejoras significativas en el conocimiento financiero, aunque los cambios en actitudes y comportamiento fueron menos concluyentes, resultado que evidencia la necesidad de analizar de manera diferenciada el componente cognitivo y su aplicación práctica.

En América Latina, la literatura regional converge en el diagnóstico de un déficit estructural (López et al., 2022). Segun Gaspar et al. (2024) argumenta que la educación financiera opera como un vector articulador entre la teoría económica y la praxis cotidiana de la ciudadanía, con especial incidencia en las cohortes jóvenes. En el ámbito ecuatoriano, la evidencia empírica es incipiente pero reveladora. Peñarreta et al. (2024), en uno de los escasos antecedentes para el país, evidenciaron que variables como la edad, la disciplina de estudio y la situación laboral inciden de forma heterogénea sobre las tres dimensiones del marco OCDE/INFE: conocimiento, actitud y comportamiento financiero. Asimismo, Palacio et al. (2023) documentaron brechas asociadas al género y a la ocupación en universitarios de Loja, mientras que Bernal et al. (2026), mediante un análisis de regresión logística aplicado a estudiantes de la Universidad Técnica Estatal de Quevedo, identificaron una asociación significativa entre educación financiera y cultura de ahorro, en una cohorte técnica equiparable a la de la Universidad Técnica de Machala.

La evidencia enfocada en estudiantes universitarios también muestra que el conocimiento financiero no se refleja de manera uniforme en todas las conductas económicas. Huang et al. (2024) encontraron que la formación vinculada con finanzas favoreció la alfabetización financiera de los estudiantes, aunque sus efectos sobre los hábitos financieros fueron más limitados. Liu y Zhang (2021), al estudiar el comportamiento crediticio de universitarios, identificaron una asociación entre mayor alfabetización financiera y menor comportamiento crediticio riesgoso, además de comprobar una mediación parcial de la autoeficacia financiera. De forma complementaria, Khan y Rabbani (2025) mostraron que la importancia del conocimiento varía según la decisión financiera evaluada, al encontrar diferencias entre alfabetización financiera general y conocimientos específicos sobre endeudamiento.

La contribución de este estudio es aportar evidencia institucional sobre la asociación entre conocimiento y comportamiento financiero en participantes de la Facultad de Ciencias Empresariales de la UTMACH. Los modelos ordinales permiten expresar esa asociación mediante probabilidades de categorías ordenadas. Su aplicación no constituye por sí sola una innovación metodológica y los antecedentes internacionales deben distinguirse por población, instrumento y estrategia de identificación.

El objetivo es analizar la asociación entre conocimiento y comportamiento financiero en estudiantes participantes de las carreras de la Facultad de Ciencias Empresariales de la UTMACH durante el periodo declarado 2026-D1, ajustando por carrera, semestre, situación laboral y formación financiera previa. La base recibida contiene 386 registros.

REVISIÓN DE LITERATURA

Educación Financiera: Conceptos, Importancia y Estudios Recientes

Esta investigación adopta la definición de la OCDE/INFE (2016, 2020), que conceptualiza la educación financiera como un proceso gradual de optimización en la comprensión de productos,

conceptos y riesgos. Al entenderla como un proceso dinámico y no como un estado estático, se asume que un instrumento de medición captura el nivel de alfabetización en un momento determinado, más que un rasgo inalterable del individuo. Metodológicamente, esta perspectiva se complementa con la distinción de Lusardi y Mitchell (2014) entre alfabetización financiera (componente cognitivo) y capacidad financiera (su translación en conductas prácticas).

La literatura reciente corrobora la persistencia de una brecha entre el saber y el actuar. Avendaño et al. (2021) describen actitudes financieras favorables en universitarios colombianos que coexistían con deficiencias operativas en el uso de productos bancarios. Asimismo, Moreno et al. (2017) evidenciaron que la exposición académica a contenidos económicos no produce efectos homogéneos, incluso dentro de áreas afines. En años recientes, la investigación ha incorporado factores emergentes: Huerta (2025) vinculó la educación financiera con la adopción de tecnologías *Fintech* en universitarios peruanos.

Comportamiento Financiero: Definiciones y Factores Asociados

Si el conocimiento financiero representa el acervo conceptual del individuo, el comportamiento financiero alude a su aplicación práctica: la presupuestación, el ahorro periódico, la comparación de condiciones y la evaluación crítica del endeudamiento. Esta diferenciación resulta relevante porque niveles similares de conocimiento no implican necesariamente patrones de actuación equivalentes, especialmente cuando las decisiones financieras también se encuentran vinculadas con experiencias previas, restricciones económicas y percepciones individuales.

La evidencia empírica respalda la intervención de factores adicionales entre conocimiento y conducta. Liu y Zhang (2021), utilizando información de 539 estudiantes universitarios, encontraron que una mayor alfabetización financiera se relacionó con una menor presencia de comportamientos crediticios riesgosos y que la autoeficacia financiera desempeñó un papel mediador parcial dentro de esa asociación. Desde una perspectiva complementaria, Khan y Rabbani (2025) mostraron que el tipo de conocimiento también importa, puesto que en una muestra de 840 universitarios la alfabetización financiera general presentó mayor relevancia para decisiones de inversión, mientras que el conocimiento específico sobre deuda mostró una relación más clara con la situación de endeudamiento. Estos resultados sugieren que la asociación entre conocimiento y comportamiento puede variar según el ámbito financiero examinado.

Relación entre Conocimiento y Comportamiento Financiero: Evidencia Empírica

La investigación contemporánea sostiene que la fuerza del vínculo entre conocimiento y comportamiento varía según el dominio financiero evaluado. Khan y Rabbani (2025) demuestran que la alfabetización general es insuficiente por sí sola para explicar el endeudamiento estudiantil, requiriéndose competencias específicas sobre la gestión de pasivos. Complementariamente, Giannikos y Korkou (2025), empleando modelos *Generalized Ordered Logit*, confirmaron que la alfabetización financiera incide de forma no proporcional en la probabilidad de liquidar el saldo total de tarjetas de crédito, justificando el uso de especificaciones ordinales frente a aproximaciones lineales restrictivas.

González et al. (2024) analizan la alfabetización financiera en México y consideran características individuales y contextuales. En el presente estudio se dispone de carrera, semestre, situación laboral y formación previa; no se incluyen ingresos, tenencia de teléfonos inteligentes, género ni edad, por no constar en la base analizada. Su ausencia constituye una limitación de ajuste.

Uso de Modelos Ordered Probit y Ordered Logit

Los modelos de elección discreta constituyen una herramienta ampliamente utilizada en el análisis de fenómenos socioeconómicos cuya variable dependiente presenta respuestas categóricas. En el contexto local, Cedillo Chalaco y Campuzano Vásquez (2019) aplicaron un modelo logit binario para analizar los factores asociados a la condición de empleo de 300

personas en la ciudad de Machala. Este estudio constituye un antecedente metodológico relevante al evidenciar la aplicación de modelos probabilísticos para examinar la relación entre características individuales y resultados socioeconómicos de naturaleza discreta.

Cuando la variable dependiente comprende más de dos categorías con un orden definido, este enfoque se extiende mediante los modelos de elección discreta ordinal, particularmente el *Ordered Probit* y el *Ordered Logit*. Estas especificaciones permiten estimar las probabilidades asociadas a cada categoría, considerando su estructura jerárquica sin asumir distancias equivalentes entre los niveles de respuesta. En esta línea, Alkan et al. (2020) emplearon modelos de regresión ordinal para examinar los factores asociados a la alfabetización financiera de estudiantes universitarios, proporcionando un referente metodológico pertinente para el análisis de variables educativas y financieras expresadas en escalas ordenadas.

Sobre esta base, el presente estudio adopta un modelo probit ordenado para analizar los niveles de comportamiento financiero construidos a partir de un puntaje agregado. Esta especificación permite identificar las asociaciones entre las variables explicativas y la propensión latente que determina la clasificación de los estudiantes en las distintas categorías de comportamiento financiero. Asimismo, mediante el cálculo de efectos marginales, es posible cuantificar los cambios estimados en las probabilidades de pertenencia a cada categoría, manteniendo constantes las demás variables del modelo. Dada la naturaleza transversal de los datos, los resultados se interpretan como asociaciones estadísticas y no como relaciones causales.

Metodología

Enfoque y diseño de investigación

La presente investigación se desarrolló bajo un enfoque cuantitativo, enmarcada en el paradigma positivista y con un diseño no experimental de corte transversal. El corte es transversal, ya que la recolección de datos se ejecutó en un único momento temporal correspondiente al periodo académico 2026-D1.

El alcance es descriptivo y asociativo. Se describen los índices y se estima su relación ajustada mediante un modelo ordinal. Incorporar covariables permite examinar la asociación condicionada a los controles observados, sin identificar una relación causal entre conocimiento y comportamiento.

Población y muestra

La población objetivo estuvo constituida por 4.515 estudiantes matriculados en el periodo académico 2026-D1, pertenecientes a las carreras del área económica-administrativa y afines: Administración de Empresas, Turismo, Comercio Exterior, Mercadotecnia, Contabilidad y Auditoría, Economía, Finanzas y Negocios Digitales, y Gestión de la Innovación Organizacional y Productividad.

El levantamiento de información se realizó con estudiantes disponibles durante la jornada de aplicación del cuestionario, obteniéndose finalmente 386 respuestas válidas correspondientes a siete de las ocho carreras consideradas inicialmente. Durante el proceso de recolección no se obtuvieron respuestas de estudiantes de Comercio Exterior, por lo que esta carrera no forma parte de la muestra efectiva analizada. En consecuencia, aunque durante la planificación se calculó un tamaño muestral de referencia de 355 estudiantes con un nivel de confianza del 95 % y un margen de error del 5 %, la selección finalmente ejecutada no correspondió a una afijación proporcional por carrera, por lo que los resultados se interpretan únicamente respecto de los estudiantes participantes y de las carreras efectivamente observadas.

$$n = \frac{N.Z^2.p.q}{(N-1)E^2 + Z^2.p.q}$$

Con N = 4.515, el tamaño mínimo teórico es 354,109, que se redondea a 355. La base analizada contiene 386 registros sin valores faltantes registrados.

Tabla 1

Distribución de la población y de la muestra por carrera, periodo 2026-D1

Carrera	Estudiantes matriculados	Porcentaje de la población	Registros analizados en la base
Administración de Empresas	834	18,47 %	50
Turismo	270	5,98 %	39
Comercio Exterior	565	12,51 %	0
Mercadotecnia	491	10,87 %	43
Contabilidad y Auditoría	1.042	23,08 %	70
Economía	593	13,13 %	98
Finanzas y Negocios Digitales	639	14,15 %	52
Gestión de la Innovación Organizacional y Productividad	81	1,79 %	34
Total	4.515	100%	386

Fuente: Elaboración propia con base en los registros de estudiantes matriculados de la UTMACH, periodo académico 2026-D1.

Instrumento de recolección de datos

La información primaria se recopiló mediante una encuesta estructurada, anónima y de participación voluntaria, compuesta por 15 ítems cerrados organizados en cuatro secciones. La primera recopiló información sobre carrera, nivel académico, situación laboral y formación financiera previa; la segunda evaluó el conocimiento financiero mediante cuatro preguntas sobre inflación, cálculo de intereses, evaluación crediticia y diversificación del riesgo, codificadas con un punto para la respuesta correcta y cero para respuestas incorrectas o «no sabe». Las dos secciones restantes incluyeron siete ítems de comportamiento financiero medidos en una escala Likert de frecuencia de cinco categorías, desde «nunca» hasta «siempre», relacionados con presupuesto, ahorro, comparación de alternativas, consumo, crédito e inversión. La aplicación se realizó mediante modalidad presencial, y el cuestionario íntegro, junto con las alternativas de respuesta y la clave de corrección de los reactivos cognitivos, se conserva como material complementario del estudio.

El diseño del instrumento se fundamentó en el marco tridimensional de la OCDE/INFE (conocimiento, actitud y comportamiento) y adaptó escalas previamente validadas por Peñarreta et al. (2024) y Ruiz et al. (2025) en poblaciones universitarias afines.

Metodológicamente, cabe destacar que, aunque el cuestionario estructuró las preguntas de frecuencia en dos bloques diferenciados (el bloque C enfocado en hábitos aplicados y el bloque D orientado a la toma de decisiones económicas complejas), para efectos del análisis econométrico ambas dimensiones se integraron en un índice unificado de comportamiento financiero, compuesto por siete reactivos ordinales tipo Likert.

Validación del Instrumento

El instrumento correspondió a una versión abreviada y adaptada al contexto institucional de la UTMACH, cuya estructura se definió considerando la correspondencia conceptual entre los ítems y las dimensiones de conocimiento y comportamiento financiero. Al no disponerse de registros suficientes para acreditar un proceso formal de validación por expertos y prueba piloto, sus propiedades métricas se examinaron a partir de la consistencia interna observada en la muestra analizada.

La consistencia interna del puntaje de comportamiento se evaluó mediante el alfa de Cronbach sobre siete ítems de frecuencia, obteniéndose un valor de 0,847963. Este resultado respalda la consistencia interna de la escala, aunque no demuestra unidimensionalidad ni valida por sí solo el contenido o la interpretación del índice.

El índice de conocimiento, integrado por cuatro respuestas dicotómicas, presentó un coeficiente alfa/KR-20 de 0,541080, valor que evidencia una consistencia interna limitada y que debe interpretarse considerando el reducido número de reactivos y la cobertura de diferentes dominios financieros. El contenido de los ítems y la clave de respuestas se encuentran documentados en el material complementario del estudio.

Construcción de los índices

A partir de las cuatro preguntas de conocimiento financiero se construyó un índice con valores entre 0 y 4 puntos, asignando un punto a cada respuesta correcta y cero a las respuestas incorrectas o a la opción «no sabe». Este índice se utilizó como variable independiente principal y representa el componente cognitivo evaluado en el estudio.

El índice de comportamiento suma presupuesto_cod, ahorro_cod, comp_precios_cod, meta_ahorro_cod, eval_compra_cod, rev_credito_cod y eval_inversion_cod. Cada reactivo está codificado de uno a cinco y el rango teórico es de 7 a 35. La categoría baja corresponde a 7–20, la media a 21–23 y la alta a 24–35 puntos; el máximo observado es 32. La etiqueta de la base identifica tres cuantiles. Son niveles relativos a esta muestra, sin umbrales validados de suficiencia financiera. Los controles son carrera, semestre agrupado, situación laboral y formación previa.

Modelo econométrico: Ordered Probit

La respuesta econométrica es una agrupación ordenada del puntaje de comportamiento en tres categorías. Se utiliza un probit ordenado para respetar su orden y modelar sus probabilidades sin imponer distancias iguales entre categorías. Como sensibilidad complementaria se analiza el puntaje sumado mediante una regresión lineal con varianza robusta; esa comparación permite examinar si la conclusión depende de categorizar el puntaje.

Para superar esta limitación, se adopta un modelo Ordered Probit, el cual presupone la existencia de una variable latente continua y no observable, denotada como y_i^*que representa la propensión subyacente hacia un comportamiento financiero responsable. Esta propensión se traduce en las categorías ordinales observadas de la conducta financiera a través de un conjunto de umbrales estimados conjuntamente con los parámetros del modelo.

Formalmente, la ecuación estructural del modelo se especifica de la siguiente manera:

$$y_{\mathrm{i}} * = \beta_1 K_{\mathrm{i}} + X_{\mathrm{i}}'\gamma + u_{\mathrm{i}} \quad u_{\mathrm{i}} \sim N(0,1)$$

Donde:

- y_i^* es la variable latente que representa la propensión al comportamiento financiero del estudiante i.
- $Conocimiento_i$ corresponde al índice de conocimiento financiero objetivo del estudiante i (variable independiente de interés).
- X_i representa un vector de características sociodemográficas y académicas utilizadas como variables de control (carrera, semestre, situación laboral y formación financiera previa).
- β_1 y el vector γ son los parámetros a estimar.
- u_i es el término de error aleatorio, el cual se asume distribuido de forma normal estándar, es decir, $u_i \sim \mathcal{N}(0,1)$

La variable latente y_i^* no se observa directamente; en su lugar, se observa una variable ordinal categorizada y_i que toma valores j = 1, 2…, J, vinculada a la variable latente mediante la siguiente regla de correspondencia:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } -\infty < y_i^* \leq \tau_1 \\ 2 & \text{si } \tau_1 < y_i^* \leq \tau_2 \\ \vdots & \vdots \\ J & \text{si } \tau_{J-1} < y_i^* < +\infty \end{cases}$$

Donde τ_1, τ_2,…., τ_{J-1}son los umbrales (*cut-offs*) estimados econométricamente junto con el vector de pendientes β. Asumiendo la normalidad del término de error, la probabilidad de que el estudiante i se ubique en una categoría específica j se define como:

$$Pr(y_i = j \mid K_i, X_i) = \Phi(\tau_j - \eta_i) - \Phi(\tau_{j-1} - \eta_i) \quad \eta_i = \beta_1 K_i + X_i'\gamma$$

Se estimó el modelo por máxima verosimilitud con 18 pendientes y dos umbrales, sin constante separada y con varianza del error latente normalizada a uno. La base de comparación de carrera es Administración de Empresas, en los otros controles se usó el código 1. Se calcularon derivadas promedio para conocimiento y cambios discretos para factores, con errores estándar por método delta. La reproducción utilizó la información observada y una sensibilidad sandwich HC0, que no incorpora diseño muestral.

RESULTADOS

El análisis de los resultados se desarrolló a partir de una base conformada por 386 observaciones válidas correspondientes a estudiantes de la Universidad Técnica de Machala. Previo a la estimación del modelo econométrico, se realizó la revisión de la consistencia de la información, la validación de los índices construidos y el análisis descriptivo de las principales variables consideradas en la investigación.

Validación y consistencia de los índices

En primera instancia, se verificó la construcción del índice de comportamiento financiero, conformado por siete ítems medidos mediante una escala Likert de frecuencia de 1 a 5 puntos. La comprobación realizada permitió determinar que la suma de los siete componentes coincide en la totalidad de las 386 observaciones con el índice de comportamiento financiero incluido en la base de datos, evidenciando consistencia en su construcción.

Tabla 2.

Consistencia interna de la escala de hábitos y prácticas financieras

Ítem	Obs.	Signo	Correlación ítem-test	Correlación ítem-resto	Covarianza promedio entre ítems	Alfa si se elimina el ítem
Presupuesto	386	+	0.7067	0.5848	0.295457	0.8301
Ahorro	386	+	0.7323	0.606	0.2836996	0.8274
Comparación de precios	386	+	0.7459	0.6261	0.2813786	0.824
Meta de ahorro	386	+	0.703	0.5791	0.2958881	0.8309
Evaluación de compras	386	+	0.7728	0.6705	0.2797488	0.8171
Revisión de créditos	386	+	0.7268	0.6132	0.2921791	0.8259
Evaluación de inversiones	386	+	0.6775	0.57	0.3122832	0.8328
Escala total	386	—	—	—	0.2915192	0.848

Fuente: Elaborado por autores

El alfa del comportamiento fue 0,848. Las correlaciones y los alfas al excluir reactivos respaldan consistencia interna; este resultado no basta para afirmar que todos los ítems constituyen una dimensión única. Debe acompañarse de evidencia de contenido y de la estructura de la escala.

Por otra parte, se verificó el índice de conocimiento financiero, construido a partir de cuatro preguntas objetivas relacionadas con inflación, interés, evaluación de créditos y diversificación del riesgo. Cada respuesta correcta recibió una puntuación de uno y las respuestas incorrectas una puntuación de cero, por lo que el indicador presenta un rango teórico comprendido entre 0 y 4 puntos. La comprobación de la base determinó que el índice coincide con la suma de las cuatro respuestas dicotómicas para la totalidad de las observaciones analizadas.

Análisis descriptivo de los índices financieros

Una vez verificada la consistencia de las variables, se procedió con el análisis descriptivo de los índices de conocimiento y comportamiento financiero. Los resultados muestran que el índice de conocimiento financiero presentó una media de 1,87 puntos, dentro de un rango comprendido entre 0 y 4 respuestas correctas. Por su parte, el índice de comportamiento financiero alcanzó una media de 21,33 puntos, con una desviación estándar aproximada de 4,10 puntos y valores observados comprendidos entre 7 y 32 puntos.

T**abla 3.**

Estadísticos descriptivos de los índices de conocimiento y comportamiento

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Índice de conocimiento	386	1.8705	1.2848	0	4
Índice de comportamiento	386	21.3316	4.1043	7	32

Fuente: Elaborado por autores

Los resultados evidencian que, en promedio, los estudiantes respondieron correctamente menos de dos de las cuatro preguntas utilizadas para medir el conocimiento financiero. Sin embargo, existe una importante heterogeneidad dentro de la muestra, puesto que se observan estudiantes que no respondieron correctamente ninguna de las preguntas y otros que alcanzaron la totalidad de respuestas correctas.

En cuanto al comportamiento financiero, la puntuación promedio de 21,33 puntos se sitúa aproximadamente en la zona intermedia del rango teórico del indicador, establecido entre 7 y 35 puntos. Este resultado muestra que las prácticas financieras de los estudiantes presentan distintos niveles de frecuencia, por lo que resulta pertinente analizar posteriormente si las diferencias en conocimiento financiero contribuyen a explicar la probabilidad de ubicarse en categorías superiores de comportamiento financiero.

Distribución del conocimiento y comportamiento financiero

Tabla 4.

Distribución del índice de conocimiento financiero

Índice de conocimiento	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
0	78	20.21	20.21
1	72	18.65	38.86
2	98	25.39	64.25
3	98	25.39	89.64
4	40	10.36	100
Total	386	100	—

Fuente: Elaborado por autores

Los resultados muestran que las mayores concentraciones se encuentran en los estudiantes que alcanzaron dos y tres respuestas correctas, representando cada grupo el 25,39 % de la muestra. En contraste, únicamente el 10,36 % respondió correctamente las cuatro preguntas consideradas en el índice. Asimismo, el 20,21 % no registró ninguna respuesta correcta, mientras que el 18,65 % alcanzó solamente una.

Tabla 5.

Distribución según el nivel de comportamiento financiero

Nivel	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Bajo	142	36.79	36.79
Medio	136	35.23	72.02
Alto	108	27.98	100
Total	386	100	—

Fuente: Elaborado por autores

La agrupación relativa del comportamiento produjo 142 participantes en el nivel bajo (36,79 %), 136 en el medio (35,23 %) y 108 en el alto (27,98 %). Estas proporciones responden a los cortes de la muestra y no representan prevalencias de insuficiencia o suficiencia validadas externamente.

La distribución muestra que las categorías baja y media concentran la mayor parte de las observaciones, mientras que menos de tres de cada diez estudiantes se ubican en el nivel superior. Estos resultados permiten observar diferencias en la frecuencia con que los estudiantes desarrollan prácticas vinculadas con la planificación del gasto, el ahorro, la evaluación de compras, la revisión de créditos y el análisis previo de inversiones.

Relación entre conocimiento y comportamiento financiero

Tabla 6.

Comportamiento financiero según nivel de conocimiento financiero

Índice de conocimiento	Bajo n (%)	Medio n (%)	Alto n (%)	Total n (%)
0	35 (44.87%)	24 (30.77%)	19 (24.36%)	78 (100.00%)
1	32 (44.44%)	21 (29.17%)	19 (26.39%)	72 (100.00%)
2	42 (42.86%)	37 (37.76%)	19 (19.39%)	98 (100.00%)
3	27 (27.55%)	35 (35.71%)	36 (36.73%)	98 (100.00%)
4	6 (15.00%)	19 (47.50%)	15 (37.50%)	40 (100.00%)
Total	142 (36.79%)	136 (35.23%)	108 (27.98%)	386 (100.00%)

Prueba de asociación: χ^2 de Pearson (8) = 21.0304; p = 0.007.

Tabla 7.

Correlación de Spearman entre el índice de conocimiento y el índice de comportamiento

Estadístico	Resultado
Número de observaciones	386
Rho de Spearman (ρ)	0.2085
Valor p	< 0,001

Fuente: Elaborado por autores

El análisis preliminar revela una relación positiva entre el conocimiento financiero y el comportamiento de los estudiantes, reflejada en el incremento del índice promedio de comportamiento desde 20,29 puntos entre quienes no registraron respuestas correctas hasta 22,90 puntos entre quienes alcanzaron cuatro aciertos, resultado respaldado por la correlación de Spearman, que identificó una asociación positiva y estadísticamente significativa entre ambos índices ($\rho = 0,209$; $p < 0,001$), mientras la relación entre el nivel de conocimiento y las categorías de comportamiento también presentó significancia estadística ($\chi^2(8) = 21,03$; $p = 0,007$), evidencia que sustenta la pertinencia de avanzar hacia la estimación del modelo Ordered Probit.

Resultados del modelo Ordered Probit

Previo a la interpretación de los efectos estimados, se presenta el modelo Ordered Probit completo con el propósito de identificar la relación entre el conocimiento financiero y la probabilidad de ubicarse en distintos niveles de comportamiento financiero, incorporando además las variables de control definidas en la metodología.

Tabla 8.

Resultados del modelo Probit ordenado

Comportamiento_cat		Coeficiente	Std. err.	z	P>|z|	95% conf. intervalo (Inferior)	95% conf. intervalo (Superior)
Indice_conocimiento		0.1272808	0.0476382	2.67	0.008	0.0339117	0.2206499
Carrera_cod							
	2	0.0342805	0.2151774	0.16	0.873	-0.3874595	0.4560204
	3	-0.0119151	0.2080107	-0.06	0.954	-0.4196085	0.3957784
	4	-0.0976664	0.2299387	-0.42	0.671	-0.548338	0.3530051
	5	0.1135555	0.2637199	0.43	0.667	-0.4033259	0.630437
	6	-0.0350302	0.2451197	-0.14	0.886	-0.515456	0.4453956
	7	-0.0996275	0.2503392	-0.4	0.691	-0.5902833	0.3910284
Semestre_ord							
	2	-0.1116333	0.1890172	-0.59	0.555	-0.4821002	0.2588337
	3	0.1972284	0.1865185	1.06	0.29	-0.1683411	0.5627979
	4	0.1905611	0.2007382	0.95	0.342	-0.2028785	0.5840007
Sit_laboral_cod							
	2	0.3834246	0.2161538	1.77	0.076	-0.040229	0.8070782
	3	0.1094704	0.3721396	0.29	0.769	-0.6199098	0.8388507
	4	-0.3589014	0.1793505	-2	0.045	-0.710422	-0.0073807
	5	-0.2168085	0.1694199	-1.28	0.201	-0.5488654	0.1152484
Form_fin_cod							
	2	0.7631555	0.2151062	3.55	< 0,001	0.3415551	1.184756
	3	0.5121088	0.212914	2.41	0.016	0.0948051	0.9294126
	4	0.7139241	0.2048798	3.48	< 0,001	0.3123671	1.115481
	5	0.7098584	0.2091755	3.39	0.001	0.2998819	1.119835
cut1		0.356316	0.2936447			-0.2192171	0.9318491
cut2		1.377335	0.2979972			0.7932714	1.961399

Fuente: Elaborado por autores

El modelo se estimó con 386 registros y 18 pendientes. La razón de verosimilitud fue $\chi^2(18) = 62{,}2474$, $p < 0{,}001$; el logaritmo de verosimilitud fue −390,310843 y el pseudo R cuadrado de McFadden, 0,073852. Se estimaron dos umbrales adicionales. El AIC fue 820,6217 y el BIC, 899,7384. Estas medidas describen ajuste y comparación de modelos sobre la misma respuesta; no representan porcentaje de variación explicada.

El índice de conocimiento financiero presentó un coeficiente positivo de $\beta = 0{,}1273$, con un error estándar de 0,0476 y un valor $p = 0{,}008$, mientras que su intervalo de confianza al 95 % se ubicó entre 0,0339 y 0,2206; debido a que tanto el signo del coeficiente como los límites del intervalo de confianza son positivos, la evidencia muestra que un mayor conocimiento financiero se encuentra asociado con una mayor propensión latente a ubicarse en categorías superiores de comportamiento financiero, manteniendo constantes las demás características incluidas en la estimación; esta relación no debe interpretarse como un incremento directo de 0,1273 puntos ni como una variación de 12,73 % en la probabilidad, puesto que los coeficientes del Ordered Probit representan cambios sobre una variable latente no observable y requieren el cálculo posterior de efectos marginales para expresar modificaciones concretas en las probabilidades de pertenecer a cada categoría.

Las pruebas conjuntas no encontraron evidencia concluyente por carrera (Wald de 6 gl = 1,0215; p = 0,9848) ni semestre (3 gl = 4,8429; p = 0,1837). Sí se obtuvo evidencia conjunta en situación laboral (4 gl = 12,6072; p = 0,0134). El código 4 de situación laboral mostró β = −0,3589 y p = 0,0454 con información observada, pero sus cambios de probabilidad en las categorías extremas quedaron cerca de p = 0,051 con sandwich HC0. Es un resultado sensible al estimador de varianza.

El bloque de formación financiera presentó diferencias conjuntas frente al código 1 (Wald de 4 gl = 17,0621; p = 0,0019). Los códigos 2 a 5 tuvieron coeficientes positivos y significativos al 5 % con información observada. Estos son contrastes asociados con la formación declarada, no permiten ordenar causalmente modalidades educativas ni deducir que carecer de formación mejore la conducta.

Los umbrales estimados del modelo fueron $cut_1 = 0{,}3563$, con error estándar de 0,2936 e intervalo de confianza entre −0,2192 y 0,9318, y $cut_2 = 1{,}3773$, con error estándar de 0,2980 e intervalo de confianza entre 0,7933 y 1,9614; al cumplirse que $cut_1 < cut_2$, se mantiene el orden requerido para distinguir las tres categorías de la variable dependiente, de modo que estos parámetros delimitan los niveles bajo, medio y alto a partir de la propensión latente estimada; los puntos de corte no deben interpretarse como efectos explicativos independientes, sino como valores que permiten transformar dicha variable latente en las categorías observadas de comportamiento financiero y constituyen un componente necesario para la correcta especificación del modelo Ordered Probit.

Efectos marginales del conocimiento financiero

Tabla 9.

Efectos marginales promedio del modelo Ordered Probit

Variable	Bajo	Medio	Alto
Índice de conocimiento financiero	-0,0432***	0,0044*	0,0387***
	(0,0159)	(0,0026)	(0,0143)
Carrera			
Contabilidad y Auditoría	-0,0115	0,0009	0,0106
	(0,0723)	(0,0060)	(0,0665)
Economía	0,0040	-0,0004	-0,0036
	(0,0704)	(0,0067)	(0,0637)
Finanzas y Negocios Digitales	0,0335	-0,0043	-0,0292
	(0,0788)	(0,0105)	(0,0688)
Gestión de la Innovación Organizacional y Productividad	-0,0376	0,0018	0,0358
	(0,0868)	(0,0052)	(0,0836)

Mercadotecnia	0,0119 (0,0833)	-0,0012 (0,0089)	-0,0107 (0,0745)
Turismo	0,0342 (0,0859)	-0,0044 (0,0119)	-0,0298 (0,0745)
Nivel académico			
Tercer o cuarto semestre	0,0397 (0,0667)	-0,0078 (0,0127)	-0,0319 (0,0543)
Quinto o sexto semestre	-0,0671 (0,0643)	0,0054 (0,0081)	0,0617 (0,0579)
Séptimo u octavo semestre	-0,0649 (0,0690)	0,0054 (0,0081)	0,0595 (0,0627)
Situación laboral			
Trabajos ocasionales	-0,1157* (0,0628)	-0,0204 (0,0192)	0,1361* (0,0779)
Trabajo a tiempo parcial	-0,0357 (0,1188)	-0,0015 (0,0107)	0,0372 (0,1288)
Trabajo a tiempo completo	0,1276** (0,0635)	-0,0196 (0,0135)	-0,1080** (0,0540)
Emprendimiento o actividad por cuenta propia	0,0756 (0,0585)	-0,0075 (0,0068)	-0,0681 (0,0539)
Formación financiera previa			
Curso o taller externo	-0,2775*** (0,0759)	0,0684** (0,0290)	0,2092*** (0,0584)
Aprendizaje autónomo o contenido digital	-0,1909** (0,0788)	0,0631** (0,0303)	0,1278** (0,0526)
No ha recibido formación	-0,2613*** (0,0737)	0,0688** (0,0290)	0,1924*** (0,0537)
No recuerda	-0,2599*** (0,0759)	0,0688** (0,0290)	0,1911*** (0,0549)

Fuente: Elaboración propia con base en los 386 registros analizados.

Nota: Errores estándar OIM entre paréntesis; *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Para el índice de conocimiento financiero se reportan derivadas promedio; para las variables categóricas, cambios discretos respecto de la categoría de referencia (código 1).

Tratando el conocimiento como variable numérica, sus derivadas promedio fueron −0,043161 para bajo (EE = 0,015877; p = 0,0066), +0,004448 para medio (EE = 0,002622; p = 0,0898) y +0,038713 para alto (EE = 0,014299; p = 0,0068). Los intervalos al 95 % de las categorías extremas fueron −7,43 a −1,20 y +1,07 a +6,67 puntos porcentuales. Una derivada promedio no equivale a un cambio discreto idéntico para cada respuesta correcta adicional. Los cambios ajustados exactos hacia alto fueron +3,51 pp de 0 a 1 acierto, +3,81 de 1 a 2, +4,07 de 2 a 3 y +4,30 de 3 a 4.

La asociación principal se mantuvo con logit ordenado, cuyo efecto marginal promedio sobre alto fue +3,73 pp, y con variaciones exploratorias de los cortes. Al tratar el conocimiento como categórico, la prueba LR de no linealidad fue 6,9396 con 3 gl y p = 0,0738. Un diagnóstico Wald conjunto entre dos probit acumulativos no rechazó pendientes comunes al 5 % (18 gl; p = 0,1622). Estas verificaciones respaldan estabilidad parcial, sin probar especificación correcta ni resolver la selección muestral.

DISCUSIÓN

El índice de conocimiento financiero registró una media de 1,87 aciertos sobre cuatro preguntas; el 10,36 % de los participantes respondió correctamente todas. El comportamiento financiero promedió 21,33 puntos en una escala con rango teórico de 7 a 35. Dado que ambos indicadores emplean métricas diferentes, sus promedios no permiten cuantificar una brecha entre conocimiento y práctica. La distribución conjunta, sin embargo, muestra que la correspondencia no es uniforme: entre los 40 estudiantes con cuatro aciertos, seis se ubicaron en el nivel relativo bajo de comportamiento, 19 en el medio y 15 en el alto. Esta heterogeneidad

es compatible con lo observado por Peñarreta et al. (2024) en universitarios ecuatorianos, aunque las diferencias de instrumentos y criterios de clasificación impiden comparar directamente sus porcentajes. Huang et al. (2024), en una investigación con 1.334 universitarios chinos, también encontraron mejoras en conocimientos asociadas con la formación financiera, pero evidencia limitada de cambios en los hábitos.

En el análisis ajustado, el índice de conocimiento presentó una asociación positiva con niveles superiores de comportamiento financiero ($\beta = 0{,}1273$; $p = 0{,}0075$). Las derivadas promedio del probit ordenado fueron de −4,32 puntos porcentuales para la probabilidad de pertenecer al nivel bajo y de +3,87 puntos porcentuales para la de ubicarse en el nivel alto, por unidad del índice cognitivo. Estas derivadas no equivalen a cambios discretos constantes entre puntuaciones consecutivas. La dirección de la asociación se mantuvo al modificar la función de enlace y los criterios de clasificación, sin que estas verificaciones resuelvan las limitaciones de selección muestral. El resultado coincide en su orientación con Sandoval et al. (2026), quienes analizaron 2.394 participantes de cinco países latinoamericanos y encontraron asociaciones positivas entre conocimiento financiero y comparación de productos, y negativas con el gasto excesivo. Como estos autores también identificaron diferencias según el comportamiento y el país, la asociación estimada en UTMACH no debe extenderse indistintamente a todas las prácticas financieras.

La relación entre conocimientos y decisiones específicas requiere, además, distinguir las competencias evaluadas. Khan y Rabbani (2025), mediante modelos logit y logit ordenado con 840 universitarios de Bangladesh, encontraron que el conocimiento financiero general se asociaba con la participación en inversiones, mientras que el conocimiento específico sobre deuda resultaba más relevante para la situación de endeudamiento. Esta evidencia sugiere la conveniencia de complementar el índice cognitivo de cuatro preguntas utilizado en el presente estudio con mediciones más específicas de las decisiones de ahorro, crédito e inversión. Por otra parte, el pseudo R^2 de McFadden de 0,0739 representa una mejora acotada de la verosimilitud respecto de un modelo sin pendientes; no expresa el porcentaje de variación del comportamiento explicado ni permite comparaciones directas con otros pseudo R^2 obtenidos mediante instrumentos o especificaciones diferentes.

La formación financiera previa produjo uno de los resultados más difíciles de interpretar. Frente a quienes declararon formación universitaria, las categorías de capacitación externa, aprendizaje autónomo, ausencia de formación y desconocimiento sobre su formación presentaron coeficientes positivos. Este patrón difiere de la asociación favorable entre participación en cursos y ahorro reportada por Bernal et al. (2026), aunque aquel estudio examinó un resultado específico y no un índice agregado de comportamiento. Johan et al. (2021) encontraron que cursar finanzas personales se relacionaba con mayores conocimientos, pero no con diferencias significativas en actitudes o comportamientos una vez incorporados los controles. En contraste, el metaanálisis de 76 experimentos aleatorizados de Kaiser et al. (2022) identificó efectos causales positivos, en promedio, de los programas de educación financiera sobre conocimientos y comportamientos. Estos antecedentes no son contradictorios: evalúan intervenciones, resultados y poblaciones diferentes. Dado que las modalidades formativas de UTMACH fueron autodeclaradas y no asignadas experimentalmente, sus coeficientes no permiten establecer cuál modalidad es más eficaz.

Las pruebas conjuntas no aportaron evidencia concluyente de diferencias por carrera ni semestre; ello no equivale a demostrar que los grupos sean homogéneos. En cuanto a la situación laboral, el contraste individual correspondiente al trabajo a tiempo completo mostró sensibilidad al estimador de varianza, y sus efectos marginales sobre las categorías extremas no alcanzaron significancia al utilizar errores estándar robustos HC0. La importancia de distinguir condición laboral y experiencia acumulada encuentra apoyo en Mendoza-Ávila et al. (2025): en 714 universitarios hondureños identificaron asociaciones del comportamiento financiero con edad, experiencia laboral y responsabilidades familiares, mientras que otras características sociodemográficas mostraron relaciones menos consistentes. Las diferencias entre las variables y las estrategias analíticas impiden equiparar estos resultados, pero señalan

la pertinencia de incorporar información sobre trayectoria laboral y responsabilidades económicas en futuras investigaciones.

En conjunto, la evidencia indica que un mayor conocimiento financiero se asocia con una mayor probabilidad de reportar comportamientos favorables entre los estudiantes examinados, aunque su correspondencia no es automática y las covariables disponibles no agotan los factores relacionados con esas prácticas. La socialización financiera familiar, las condiciones económicas y las competencias específicas sobre deuda o inversión son dimensiones que la literatura invita a considerar, sin que el presente estudio permita establecer su contribución. Además, el autoinforme del comportamiento, la consistencia interna limitada del índice de conocimiento, el carácter transversal de los datos y la cobertura de la muestra restringen la interpretación de los coeficientes y su generalización. El aporte del análisis radica en cuantificar la asociación ajustada mediante probabilidades de pertenencia a categorías ordenadas, no en atribuir efectos causales a la adquisición de conocimientos o a las modalidades de formación.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos en los 386 estudiantes de siete carreras de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala evidencian una asociación positiva y estadísticamente significativa entre el conocimiento y el comportamiento financiero, una vez controladas las diferencias por carrera, semestre, situación laboral y formación financiera previa. El modelo probit ordenado presentó un coeficiente de 0,1273 ($p = 0,0075$), mientras que los efectos marginales promedio indican que un punto adicional en el índice de conocimiento se asocia con una disminución de 4,32 puntos porcentuales en la probabilidad de presentar un nivel bajo de comportamiento financiero y un incremento de 3,87 puntos porcentuales en la probabilidad de alcanzar un nivel alto. La dirección de esta asociación se mantuvo en las especificaciones alternativas evaluadas, lo que aporta consistencia a los resultados principales.

En cuanto a las variables de control, las pruebas conjuntas no identificaron diferencias estadísticamente concluyentes por carrera ni semestre. En contraste, la situación laboral y la formación financiera previa presentaron asociaciones con los niveles de comportamiento financiero, aunque su interpretación requiere considerar la sensibilidad de determinados coeficientes y las características de las categorías de referencia. Particularmente, las diferencias observadas entre modalidades de formación no permiten establecer cuál produce mejores resultados. Asimismo, la distribución de las respuestas muestra que un mayor conocimiento financiero no se corresponde necesariamente con mejores prácticas en todos los estudiantes, por lo que ambas dimensiones deben interpretarse como relacionadas, pero no equivalentes.

Los hallazgos permiten concluir que el conocimiento financiero constituye una variable asociada con las diferencias observadas en el comportamiento financiero de los participantes, sin que ello implique una relación causal. El carácter transversal del estudio, la selección y cobertura de la muestra, la medición del comportamiento mediante autoinforme y la consistencia interna limitada del índice de conocimiento restringen la generalización de los resultados. En consecuencia, futuras investigaciones deberían ampliar la representatividad de la muestra, fortalecer los instrumentos de medición e incorporar diseños longitudinales que permitan examinar con mayor precisión la relación entre conocimientos y prácticas financieras.

Declaración de conflicto de intereses

Los autores declaran que no existen conflictos de intereses personales, académicos o institucionales que hayan influido en el desarrollo, análisis o publicación de la presente investigación.

Contribución de los autores

Jonathan Vicente Esmeraldas Armijos: Participó en la conceptualización de la investigación, recopilación y procesamiento de datos, análisis de resultados y redacción del manuscrito.

Gabriela Elizabeth Lapo Torres: Participó en la revisión bibliográfica, recopilación de información, interpretación de resultados y revisión crítica del manuscrito.

John Alexander Campuzano Vásquez: En calidad de tutor del trabajo de investigación, contribuyó a la orientación metodológica, supervisión académica, validación del análisis estadístico, revisión crítica y aprobación de la versión final del manuscrito.

REFERENCIAS

Alkan, Ö., Oktay, E., Ünver, Ş., & Gerni, E. (2020). Determination of factors affecting the financial literacy of university students in Eastern Anatolia using ordered regression models. Asian Economic and Financial Review, 10(5), 536–546. https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2020.105.536.546

Avendaño, W., Rueda, G., & Velasco, B. (2021). Percepciones y habilidades financieras en estudiantes universitarios. Formación Universitaria, 14(3), 95–104. https://doi.org/10.4067/S0718-50062021000300095

Bernal, J., Jadán, K., Flores, A., & Mora, W. (2026). La educación financiera como determinante de la cultura del ahorro en estudiantes universitarios: Caso Universidad Técnica Estatal de Quevedo. Ciencia UNEMI, 19(50), 133–147. https://doi.org/10.29076/issn.2528-7737vol19iss50.2026pp133-147p

Cedillo Chalaco, L. F., & Campuzano Vásquez, J. A. (2019). Modelo de probabilidades para el análisis del desempleo en la ciudad de Machala-Ecuador. INNOVA Research Journal, 4(3), 23–37. https://doi.org/10.33890/innova.v4.n3.2019.866

Gaspar, D., Condor, A., Moore, C., & Orosco, J. (2024). Educación financiera en jóvenes de educación superior. Revista Internacional de Investigación en Ciencias Sociales, 20(1), 37–50. https://doi.org/10.18004/riics.2024.junio.37

Giannikos, C., & Korkou, E. (2025). Financial literacy and credit card payoff behaviors: Using generalized ordered logit and partial proportional odds models to measure American credit card holders' likelihood of repaying their credit cards. International Journal of Financial Studies, 13(1), Article 22. https://doi.org/10.3390/ijfs13010022

González, J., Mariné, F., & Domínguez, S. (2024). Financial literacy is a construct: An ordered logit approximation in Mexico. Cogent Economics & Finance, 12(1), Article 2391941. https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2391941

Hasan, M., Le, T., & Hoque, A. (2021). How does financial literacy impact on inclusive finance? Financial Innovation, 7, Article 40. https://doi.org/10.1186/s40854-021-00259-9

Huang, W., Liao, X., Li, F., & Yao, P. (2024). Does enrolling in finance-related majors improve financial habits? A case study of China's college students. Asia Pacific Education Review, 25, 359–372. https://doi.org/10.1007/s12564-023-09856-y

Huerta, M. (2025). Educación financiera y Fintech en los estudiantes de una universidad de Lima Norte, 2025. Arandu UTIC, 12(2), 3398–3409. https://doi.org/10.69639/arandu.v12i2.1263

Johan, I., Rowlingson, K., & Appleyard, L. (2021). The effect of personal finance education on the financial knowledge, attitudes and behaviour of university students in Indonesia. Journal of Family and Economic Issues, 42, 351–367. https://doi.org/10.1007/s10834-020-09721-9

Kaiser, T., Lusardi, A., Menkhoff, L., & Urban, C. (2022). Financial education affects financial knowledge and downstream behaviors. *Journal of Financial Economics, 145*(2), 255–272. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.09.022

Khan, M., & Rabbani, N. (2025). Mind the gap: Differentiating financial and debt literacy in shaping student financial behavior. Future Business Journal, 11, Article 277. https://doi.org/10.1186/s43093-025-00698-1

Liu, L., & Zhang, H. (2021). Financial literacy, self-efficacy and risky credit behavior among college students: Evidence from online consumer credit. Journal of Behavioral and Experimental Finance, 32, 100569. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2021.100569

López, J., Hernández, S., Peláez, L., Sarmiento, G., Peña, M., Cueva, N., & Sánchez, J. (2022). Educación financiera en América Latina. Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar, 6(1), 3810–3826. https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v6i1.1770

Lusardi, A., & Mitchell, O. (2014). The economic importance of financial literacy: Theory and evidence. Journal of Economic Literature, 52(1), 5–44. https://doi.org/10.1257/jel.52.1.5

Mendoza-Ávila, I., Vega-Muñoz, A., Salazar-Sepúlveda, G., Contreras-Barraza, N., & Castillo, D. (2025). Analyzing financial behavior in undergraduate students in economics, administration and accounting sciences. *Journal of Risk and Financial Management, 18*(10), Article 581. https://doi.org/10.3390/jrfm18100581

Moreno, E., García, A., & Gutiérrez, L. (2017). Nivel de educación financiera en escenarios de educación superior: Un estudio empírico con estudiantes del área económico-administrativa. Revista Iberoamericana de Educación Superior, 8(22), 163–183. https://doi.org/10.22201/iisue.20072872e.2017.22.234

OECD. (2016). G20/OECD INFE core competencies framework on financial literacy for adults. OECD. https://www.oecd.org/finance/Core-Competencies-Framework-Adults.pdf

OECD. (2020). OECD/INFE 2020 international survey of adult financial literacy. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/145f5607-en

Palacio, G., Salas, E., Cabrera, C., Armijos, M., & Jumbo, J. (2023). Niveles de educación financiera en estudiantes de las universidades públicas y privadas con matriz en la ciudad de Loja, año 2023. Revista Chone Ciencia y Tecnología, 1(2), 178–192. https://cct-uleam.info/index.php/chone-ciencia-y-tecnologia/article/view/41

Peñarreta, M., Salas, E., Álvarez, J., & Río, M. (2024). Variables sociodemográficas y niveles de educación financiera en jóvenes universitarios de Ecuador. Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época REMEF, 19(1), e920. https://doi.org/10.21919/remef.v19i1.920

Ruiz, J., Atoche, R., Holgado, A., Fierro, M., & Carrasco, G. (2025). Influencia de educación financiera en decisiones financieras de los estudiantes del 5to año FCE de la UNFV. Prohominum, 7(4), 226–242. https://doi.org/10.47606/ACVEN/PH0394

Sandoval, J. S., Collazos-Ortiz, M. A., Sarmiento-Sabogal, J., & Cayon-Fallon, E. (2026). Financial knowledge and financial behavior: Evidence from five Latin American countries before and during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Bank Marketing, 44*(6), 1095–1116. https://doi.org/10.1108/IJBM-09-2024-0567

Wagner, J. (2019). Financial education and financial literacy by income and education groups. Journal of Financial Counseling and Planning, 30(1), 132–141. https://doi.org/10.1891/1052-3073.30.1.132